



TITLE:

不確実性と家計貯蓄行動 - マクロ ・ データに基づく失業,インフレーション効果の計測 -

AUTHOR(S):

内田, 滋

CITATION:

内田, 滋. 不確実性と家計貯蓄行動 - マクロ・データに基づく失業,インフレーション効果の計測 -. 経済論叢 1983, 132(5-6): 342-364

ISSUE DATE:

1983-11

URL:

<https://doi.org/10.14989/134004>

RIGHT:

經濟論叢

第 132 卷 第 5・6 号

地方税制における利益説と能力説……………	池 上 惇	1
内部留保分析批判……………	野 村 秀 和	15
異種産業間の合併：補完財のケース……………	高 崎 仁 良	35
不確実性と家計貯蓄行動……………	内 田 滋	56
米・欧間「相互浸透」の統計的検証……………	小 林 世 治	79

経済学会記事

經濟論叢 第 131 卷・第 132 卷 総目録

昭和 58 年 11・12 月

京都大學經濟學會

不確実性と家計貯蓄行動*

——マクロ・データに基づく失業、インフレーション効果の計測——

内 田 滋

I は じ め に

インフレーションや失業などの不確実性に関する経済的要因は、家計行動に対してもその意思決定に影響を与えうところのものである。従って、家計における貯蓄行動に対しても少なからぬインパクトをおよぼしているはずである。

家計貯蓄については、近年その資産選択の多様化と相俟って関心が高まってきた¹⁾。単に所得から消費を控除した残余としての取り扱いから、家計の信用や資産収益などを含む観点から貯蓄行動が考慮され決定されるようにまで変化したといってもよいであろう。

本稿は、Howard 型貯蓄関数を基礎に、昭和34年から54年までのわが国家計部門における貯蓄行動に対して、いかなる経済変数がどれほどのインパクトを与えていたかを実証分析するものである。

いうまでもなく、家計部門における貯蓄は、金融仲介機関を通じて主として企業部門における設備投資や政府部門による公的支出への資金需要に向けられる²⁾。

わが国の家計部門の貯蓄率が高いことについては溝口[9]によって分析されているが、これは戦後の高度成長に寄与した要因の一つと考えられる。この貯

* 本論文は、昭和58年度山田学術研究奨励基金の援助を受けた研究成果の一部である。

- 1) 金融業における規制緩和（いわゆる金融の自由化）による金融商品の多様化や、低成長経済への移行にともなう金利選好の高まり等とも関連している。
- 2) このような資金需要面との関連において家計部門の貯蓄動向を分析する接近も考えられるであろう。例えば、石川[5]をみよ。

蓄率の高さに関する理由の中に、住宅購入への準備としての貯蓄があげられる。これには、1人当たり国民所得水準の上昇や都市化現象などに加えてインフレーションという要因も介在してくるものである³⁾。

さらに、マクロ・データでみれば、これに加えて失業の水準も景気変動や所得の動向と関連して考慮される変数である。

また、住宅資金はその一部が外部借入で調達されうるが、家計の所得水準や財務内容は外部資金の大きさや借入れ条件を決定する際に信用度変数として作用するであろう。この外部資金調達に対してもインフレーションが影響をおよぼす。というのも、家計には資金コスト低減への動機が存在し、同時に保有（実物および金融）資産の評価と選択には net capital gain を含む収益率を算定せねばならないからである。

一般に、不確実性の取扱いについては、各種金融資産の収益率に関わるリスクをとり上げて分析するのがオーソドックスな接近であろう。たしかに、わが国におけるマクロ・ベースでの家計部門貯蓄に関して、そのような作業は必要である。しかし、その計量分析に用いるためのデータ蓄積が不十分で制約の一つとなっている。

他方、これまでの貯蓄行動における不確実性、インフレ期待や失業のリスクなどといったものは、マクロ・ベースでの家計部門貯蓄を考察する上でも重要な変数であると考えられる。

本稿における分析は、ミクロ・データに基づく分析への準備の役割をも併せ持つものである。まず、次節において、戦後わが国の家計部門における貯蓄の推移についてみたあと、第Ⅲ節で、家計貯蓄行動に関するこれまでの諸研究を調べる。第Ⅳ節では、昭和34年以降のマクロ・データによる家計貯蓄関数の推定を行なう。そして、家計貯蓄に対するインフレーションと失業のインパクトについて調べた上で、ミクロ・ベースの分析への問題点を整理する。第Ⅴ節は、

3) インフレーションと消費行動に関する研究は非常に多い。物価変動の視点をも含めて耐久消費財の購入と消費および貯蓄の性格の再検討を行ったものでは、Burch & Werneke [1] などがある。

本稿における分析のまとめである。

II わが国の家計貯蓄

家計部門において、通常その貯蓄は家計可処分所得から最終消費支出を控除したものとされる。経済企画庁による国民所得統計では、個人企業を含む家計部門の所得に関する受取および支払は次の項目から構成されている。

受取……雇用人所得、営業余剰、財産所得、損害保険金、社会保障給付、社会扶助金、無基金雇用人福祉給付、その他の経常移転

支払……最終消費支出、財産所得、損害保険純保険料、直接税、罰金および強制的手数料、社会保障負担、対家計民間非営利団体への経常移転、無基金雇用人福祉帰属負担、その他の経常移転、貯蓄

そして、可処分所得は、支払の第2項目から第9項目までの和を受取の合計から差引いたものとして定義される。

家計部門における貯蓄率は、貯蓄を可処分所得で除したものとしてみられる。第1表は、昭和34年度から54年度までの家計部門の貯蓄率(RS)を百分率表示したものである。

第1表 貯蓄率の推移 (単位: %)

年度	34	35	36	37	38	39	40
RS	15.6	17.8	19.2	17.7	17.3	17.5	15.8
年度	41	42	43	44	45	46	47
RS	15.1	15.6	16.7	17.3	18.2	17.9	18.2
年度	48	49	50	51	52	53	54
RS	20.9	23.7	22.1	22.4	21.0	20.6	18.3

(経済企画庁『国民所得統計年報』、『国民経済計算年報』より作成)

昭和34年度から43年度までの10年間を第Ⅰ期とし、44年度から53年度までを第Ⅱ期とすると、前者はわが国経済の高度成長期であり、後者はオイル・シ

ック等を含む低成長期にあたる。

RS は、第Ⅰ期においては15%から20%までの値をとり、第Ⅱ期では17%ないし24%で推移している。各期における年度 RS の平均 (μ) と分散 (σ^2) および変動係数 ($T = \frac{\sigma}{\mu}$) は次の通りである。

第Ⅰ期 $\mu = 16.8$ $\sigma^2 = 1.51$ $T = 0.07$

第Ⅱ期 $\mu = 20.2$ $\sigma^2 = 4.37$ $T = 0.10$

これにより、第Ⅰ期の方が RS は低いけれども安定的であり、第Ⅱ期では3.4ポイント高い平均値をとっているが変動も大きいことがわかる⁴⁾。

第1表から見ても、 RS が20%を上まわるケースはすべて低成長期においてであり、高度成長期にあってはいずれの場合も20%未満の値となっている。このことは、貯蓄が所得と密接に関係し、経済成長は通常、家計可処分所得の増大をもたらすことと関連がある⁵⁾。

もとより、家計部門における貯蓄行動の決定要因は、次節以降でみるように、所得のほかにもいくつかあげられる。そして、それと関連することでもあるが、家計の貯蓄に対する動機自体についても、たとえば日本銀行による『貯蓄に関する世論調査』や総理府統計局『貯蓄動向調査報告』などからうかがうことができる。これらの点については、かつて溝口[9]においていくつか説明が試みられた。そこでは、主としてわが国の個人貯蓄率の高さに関する理由を調べて考察がなされている。その中でとり上げられたポイントのいくつかをあげてみると、(イ)所得に占めるボーナスのウェイト、(ロ)土地・住宅・耐久消費財への投資、(ハ)家計の金融資産蓄積、(ニ)社会保障制度、(ホ)家族の年齢構成、などである。

(イ)については、いわゆる恒常所得仮説に基づくものといえる⁶⁾。パート・タ

4) 期間区分は便宜的なものであるが、昭和33, 43, 53年度末時点がいずれも景気のピークやボトムでないことと、46年8月のドル・ショック、47年の過剰流動性、48年2月の「円」変動相場制移行、10月のオイル・ショックとこれに続く長期的不況等を考慮したためである。なお、34年度から47年度までの期間をとれば、 $\mu = 17.1$ $\sigma^2 = 1.35$ $T = 0.068$ であり、48年度から54年度では、 $\mu = 21.3$ $\sigma^2 = 2.48$ $T = 0.074$ となっている。

5) 経済成長と個人貯蓄については、Mizoguchi [8] をみよ。また、富永=直井[12]は社会調査の立場から家計貯蓄を分析している。

6) 恒常所得に対する変動所得(ボーナス等)の大きさと考えられる。なお、Friedman [2] 参照。

イムの労働による収入などを含めて、これが大きいほど支出の遅れなどによって貯蓄率を高める働きをするというものである。(イ)では、そのような実物資産の保有度が低ければ、すなわち投資水準が低い場合にはそれらの購入準備のための貯蓄が増大する。(イ)についても、蓄積が不足している段階にあっては、金融資産の多様化に対しても何らかの形で貯蓄を行うことにより資産保有増をはかろうとする傾向を持つであろう。(イ)では、特に年金制度の内容がどの程度充実しているか等にも関係することである。老後の生活保障に対して占める貯蓄の重要性は、その形態の多様化の如何に拘らず依然として大きなものがある。 (イ)については、ライフ・サイクル理論による説明が考えられる。退職者家計 (retired family) の貯蓄が低減することから、社会におけるこのような家計の割合も貯蓄動向に影響を与えうるものとなることがわかる。

ただ、これらの議論についても、いくつかの点で最近の家計行動の変化に伴い、新たなデータに基づく再検討の余地があると考えられる。たとえば、(イ)においては、家計の中～長期消費計画に臨時所得 (変動所得) が組み込まれたり、消費計画に基づいて労働供給プログラムが作成されたりするからである。

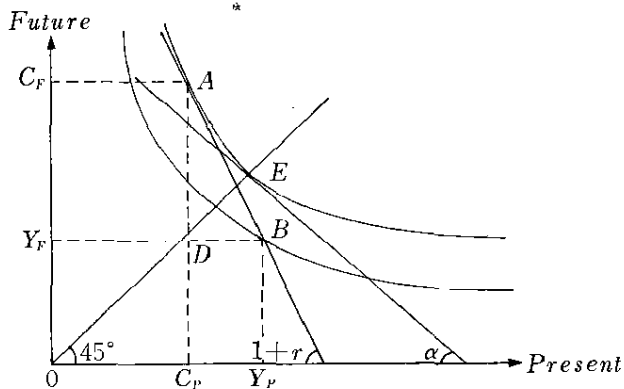
また、(イ)についても、インフレーションや都市化などとも関連した実物資産の高価格化が、近年の消費者信用制度の拡充に伴う家計の資金調達行動の変化とどのような関係を持って推移して行くかというポイントを考えることができる。これは、また、貯蓄に対する実物資産残高効果とも関連するものである。

(イ)に関しては、金融市場での商品の多様化が著しく、高収益率金融資産の種類や残高が増加している。従って、単に貯蓄の大きさだけでなく、その運用形態あるいは金融資産選択をいかに決定するかという問題が考えられるようになっている。

もとより、貯蓄は将来の消費である。次のフィッシャー・ダイアグラムでみるように、所得のいくばくを現在の消費にあて、残りを貯蓄するかという問題は、すなわち、消費に関する時間選好を決定する問題にほかならない。

教育、結婚、老後の生活、相続、贈与等の大きな消費あるいは投資計画への

第 1 図



$$DB = Y_P - C_P = S_P$$

$$DA = C_F - Y_F = S_P(1+r)$$

ただし、 $Y, C, S, r, \alpha-1$ はそれぞれ、所得、消費、貯蓄、
 利子率、時間選好率を表わす。

準備や予備的目的のためにも貯蓄される。しかも、それらの計画は、インフレーションや失業など不確実な要因によるインパクトから独立であることが難しいものである。

次節では、そのような貯蓄行動に影響をおよぼす経済的要因について家計貯蓄関数の推定により分析された諸研究例を調べることにする。

III 家計貯蓄行動に関する諸研究

家計の貯蓄行動に影響を与える経済変数には、実質所得をはじめとして実質保有資産残高、利子率、物価上昇率、失業率等があげられる。

さらに、所得については、恒常所得と変動所得に区分したり、保有資産も、実物資産と金融資産（とりわけ流動資産）に区分して実質残高効果を調べたりする。

インフレーションについても、Howard〔3〕では、インフレ期待などに基づく個人貯蓄行動への直接効果と、インフレーションが流動資産の実質価値にお

よぼす影響を通じた間接効果の2経路に区分して分析を行っている。

そこでの推定において用いられた貯蓄関数は

$$(1) \quad s = \alpha + \beta_1 y^P + \beta_2 y^T + \gamma LA + \delta_1 R + \delta_2 \pi + \delta_3 \pi^* + \delta_4 U + \delta_5 DU$$

である。ここに、 s は1人当たり実質個人貯蓄、 y^P は1人当たり実質個人可処分恒常所得、 y^T は1人当たり実質個人可処分変動所得、 LA は期首における1人当たり個人部門保有正味流動資産実質価値、 R は名目利子率、 π は期間インフレーション率（実現値）、 π^* は期間予想インフレーション率、 U は失業率、 DU は失業率の対前期差である。

(1)においては予想される符号条件は、

$$\begin{array}{ll} \alpha < 0 & \delta_1 \geq 0 \\ \beta_1 > 0 & \delta_2 > 0 \\ \beta_2 > 0 & \delta_3 \geq 0 \\ \beta_1 < \beta_2 & (\delta_1 + \delta_2 + \delta_3) \geq 0 \\ \gamma < 0 & \delta_4 \geq 0 \\ & \delta_5 > 0 \end{array}$$

である。

ここで、主要先進5ヶ国（日本、アメリカ、イギリス、カナダ、西ドイツ）における推定結果をみておくと、それは第2表のようになっている。

なお、より単純なモデル、

$$(2) \quad s = \alpha + \beta_1 y^P + \beta_2 y^T + \gamma LA$$

にもとづく推定結果は、第3表に示されている。これによれば、恒常所得および変動所得からの限界貯蓄性向は正で有意、実質残高効果は有意に負となった。そして、各国とも共通の単純モデルで個人貯蓄行動が説明できることを示している。

第2表においては、これらの諸国でインフレーションや失業の不確実性や一般的効果が個人貯蓄を促していることを表わしている。

インフレーションが個人貯蓄に与えるインパクトとしては2種あげられてい

第2表 Howard による推定結果 (1)

国名 パラメータ	カナダ	西ドイツ	日 本	イギリス	アメリカ
α (定数項)	-119.3 (8.05)	-276.3 (5.58)	-32.9 (4.12)	—	—
$\beta_1 (y^P)$	0.359 (7.06)	0.430 (6.00)	0.749 (6.47)	0.273 (8.16)	0.190 (5.36)
$\beta_2 (y^T)$	0.646 (10.89)	0.636 (6.71)	0.889 (19.1)	0.719 (8.56)	0.765 (9.06)
$\gamma (LA)$	-0.0569 (3.91)	-0.0616 (3.03)	-0.0846 (3.32)	-0.0798 (8.26)	-0.0771 (4.98)
$\delta_1 (R)$	—	—	—	275.0 (2.62)	—
$\delta_2 (\pi)$	-59.6 (0.43)	315.8 (0.03)	48.4 (4.70)	18.0 (0.88)	506.7 (2.55)
$\delta_3 (\pi^*)$	406.3 (1.72)	-685.3 (1.46)	-110.7 (3.85)	-51.2 (1.06)	630.6 (1.92)
$\delta_4 (U)$	—	990.3 (2.88)	—	—	771.0 (5.68)
$\delta_5 (DU)$	490.1 (1.96)	—	—	394.0 (3.34)	—
R^2	0.96	0.97	0.99	0.95	0.84
\bar{R}^2	0.96	0.97	0.99	0.94	0.82
$D. W.$	1.93	2.05	1.81	1.94	1.90
n	47	47	43	47	46

注) () 内数字は、 t -値、 n は標本数である。

第3表 Howard による推定結果 (2)

国名 パラメータ	カナダ	西ドイツ	日 本	イギリス	アメリカ
α (定数項)	-119.5 (6.96)	-244.5 (3.87)	-34.5 (5.03)	—	-195.7 (3.22)
$\beta_1 (y^P)$	0.353 (6.19)	0.347 (4.17)	0.894 (7.25)	0.376 (16.54)	0.561 (4.58)
$\beta_2 (y^T)$	0.696 (11.22)	0.554 (6.23)	0.798 (16.48)	0.692 (8.44)	0.620 (6.98)
$\gamma (LA)$	-0.0503 (3.09)	-0.0303 (1.39)	-0.132 (4.65)	-0.104 (11.80)	-0.107 (4.17)
R^2	0.96	0.97	0.99	0.93	0.77
\bar{R}^2	0.95	0.97	0.99	0.93	0.75
$D. W.$	1.92	2.12	1.98	2.16	1.99
n	47	47	44	47	47

る。一つは、インフレ期待やそれを反映する名目長期利子率（イギリスの場合に有意となっている）に基づく直接的な不確実性効果である。もう一つは、正味流動資産の実質価値に影響をおよぼす間接効果である。いずれの効果も大きいかは国により異なっている。

ただ、アメリカ、イギリス、カナダ、西ドイツでは、失業変数も個人貯蓄に正の効果を与えている。従って、インフレーションのみが不確実性を通じて個人貯蓄に影響をおよぼす唯一の変数ではないということがわかる。

さて、わが国においては、これまでの研究として斎藤＝大鹿[11]による家計貯蓄関数の推定とその要因分析をあげることができる。そこでは、昭和29年から50年までの年時系列にもとづく家計貯蓄関数の推定と貯蓄率変動に関わる諸要因の強さの分析がなされている⁷⁾。

用いられた貯蓄および消費関数の基本モデルは次のように表わされる。

$$(3) \quad SF_t/Y_t = \alpha_1 + \beta_1 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) + \gamma_1 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_1 N_t + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{1k} X_{k,t} + u_{1t}$$

$$(4) \quad SR_t/Y_t = \alpha_2 + \beta_2 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) + \gamma_2 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_2 N_t + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{2k} X_{k,t} + u_{2t}$$

$$(5) \quad SO_t/Y_t = \alpha_3 + \beta_3 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) + \gamma_3 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_3 N_t + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{3k} X_{k,t} + u_{3t}$$

$$(6) \quad C_t/Y_t = \alpha_4 + \beta_4 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) + \gamma_4 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_4 N_t + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{4k} X_{k,t} + u_{4t}$$

ただし、

$$(7) \quad Y = C + S \\ = C + SF + SR + SO$$

$$(8) \quad \sum_{i=1}^4 \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^4 \beta_i = 0, \quad \sum_{i=1}^4 \gamma_i = 0, \quad \sum_{i=1}^4 \delta_i = 0, \\ \sum_{i=1}^4 \varepsilon_{ik} = 0, \quad (k=1, \dots, m), \quad \sum_{i=1}^4 u_{it} = 0$$

である。ここに、 Y は実質可処分総所得、 S は実質総貯蓄、 C は実質最終消

7) 推定においては、クロス・セクション・データと時系列データによる pooling method が適用されている。

費支出, SF は実質金融資産貯蓄, SR は実質住宅投資, SO は実質その他投資, W_t は t 期末における金融資産残高(純額)(1世帯当たり名目額), Y_t は t 期における1世帯当たり実質可処分総所得, C_t は t 期における1世帯当たり実質消費支出, N_t は t 期における平均世帯人員, $X_{k,t}(k=1, \dots, m)$ は t 期におけるその他の独立変数(財産所得分配率 π , 勤労所得分配率 ω , ジェン係数 g , 失業率 u , 有効求人倍率 d , 所得変化率 y , 変動所得比率 v , 建築価格 P_t/P , 全国銀行住宅ローン新規貸出 l , 住宅金融公庫ローン新規貸出 l' , 実質利子率 r , 消費者物価変化率 \dot{P} , 家計当たり実質所得水準(逆数) $1/Y$)である。

昭和45年から49年までの総理府統計局『貯蓄動向調査報告』における勤労者世帯の個票データにもとづく貯蓄・消費関数の推定結果は, 第4表に示されている⁸⁾。

第4表 斎藤=大鹿による推定結果(1)

説明変数 被説明変数	$\frac{W_{-1}}{P}/Y$	C_{-1}/Y	N	$1/Y$	常数項	\bar{R}^2 (S_e)
SF/Y	-0.0954 (14.8)	-0.1286 (6.38)	-0.0169 (2.85)	-43.4672 (1.88)	0.3606 (11.2)	0.0501 (0.4855)
SR/Y	0.0194 (4.45)	0.0155 (1.13)	0.0038 (0.94)	-48.0176 (3.05)	0.0377 (1.72)	0.0056 (0.3296)
SO/Y	0.0150 (4.72)	0.0126 (1.26)	-0.0073 (2.49)	-36.1250 (3.15)	0.0520 (3.26)	0.0070 (0.2399)
C/Y	0.0610 (14.4)	0.1005 (7.56)	0.0204 (5.21)	127.6098 (8.34)	0.5496 (25.8)	0.0734 (0.3202)

注) () 内数字は, t -統計量, ただし, S_e は方程式の標本推定誤差, 標本数は, 合計5,793である。

8) ここでは, 次の方程式が推定された。

$$(9) \quad SF_t/Y_t = \alpha_1 + \beta_1 \left(\frac{W_{t-1}}{P} / Y_t \right) + \gamma_1 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_1 N_t + \phi_1 (1/Y_t) + v_{1,t}$$

$$(10) \quad SR_t/Y_t = \alpha_2 + \beta_2 \left(\frac{W_{t-1}}{P} / Y_t \right) + \gamma_2 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_2 N_t + \phi_2 (1/Y_t) + v_{2,t}$$

$$(11) \quad SO_t/Y_t = \alpha_3 + \beta_3 \left(\frac{W_{t-1}}{P} / Y_t \right) + \gamma_3 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_3 N_t + \phi_3 (1/Y_t) + v_{3,t}$$

$$(12) \quad C_t/Y_t = \alpha_4 + \beta_4 \left(\frac{W_{t-1}}{P} / Y_t \right) + \gamma_4 (C_{t-1}/Y_t) + \delta_4 N_t + \phi_4 (1/Y_t) + v_{4,t}$$

ここに, r は各家計を表わす。

これらの推定値を, $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i, \hat{\gamma}_i, \hat{\delta}_i$ とすると, (3)~(6)は次のように表わされる。

$$(13) \quad SF_t^*/Y_t = \alpha'_1 + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{1k} X_{k,t}$$

$$(14) \quad SR_t^*/Y_t = \alpha'_2 + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{2k} X_{k,t}$$

$$(15) \quad SO_t^*/Y_t = \alpha'_3 + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{3k} X_{k,t}$$

$$(16) \quad C_t^*/Y_t = \alpha'_4 + \sum_{k=1}^m \varepsilon_{4k} X_{k,t}$$

ここに, α'_i は新たな定数項である。

ただし, $SF_t^*, SR_t^*, SO_t^*, C_t^*$ を次のように定義する。

$$(17) \quad SF_t^*/Y_t = SF_t/Y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) - \hat{\gamma}_1 (C_{t-1}/Y_t) - \hat{\delta}_1 N_t$$

$$(18) \quad SR_t^*/Y_t = SR_t/Y_t - \hat{\alpha}_2 - \hat{\beta}_2 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) - \hat{\gamma}_2 (C_{t-1}/Y_t) - \hat{\delta}_2 N_t$$

$$(19) \quad SO_t^*/Y_t = SO_t/Y_t - \hat{\alpha}_3 - \hat{\beta}_3 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) - \hat{\gamma}_3 (C_{t-1}/Y_t) - \hat{\delta}_3 N_t$$

$$(20) \quad C_t^*/Y_t = C_t/Y_t - \hat{\alpha}_4 - \hat{\beta}_4 \left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t \right) - \hat{\gamma}_4 (C_{t-1}/Y_t) - \hat{\delta}_4 N_t$$

第5表は, (13)~(16)を昭和29年から50年までの暦年時系列データにより推

第5表 斎藤=大鹿による推定結果 (2)

説明変数 被説明変数	$1/Y_t$	g_t	l_t	l'_t	P_t	常数項	\bar{R}^2 (S_e)	D.W.
SF_t^*/Y_t	-51.51 (3.09)	1.0983 (3.69)	-0.2517 (3.31)	-0.0560 (4.05)	-0.0223 (0.29)	-0.1394 (2.34)	0.7363 (0.0125)	1.54
SR_t^*/Y_t	-30.65 (5.47)	-0.5307 (2.82)	0.0317 (1.24)	0.0121 (2.59)	0.0720 (2.82)	0.1112 (5.55)	0.9657 (0.0042)	2.06
SO_t^*/Y_t	20.33 (3.47)	-0.2014 (1.93)	0.0098 (0.37)	0.0075 (1.55)	0.0287 (1.07)	0.0222 (1.06)	0.4187 (0.0044)	2.51
C_t^*/Y_t	61.84 (4.09)	-0.3663 (1.36)	0.2101 (3.05)	0.0364 (2.90)	-0.0784 (1.14)	0.0060 (0.11)	0.9016 (0.0113)	1.42

注) D.W. は, ダービン・ワトソン比。

定された結果の一部である⁹⁾。

また、貯蓄率変動の要因分析では、昭和29年から50年における貯蓄率の変動に対して、金融資産残高、過去の消費、世帯人員、所得（の逆数）、住宅ローン、ジニ係数、物価変化率による各効果がどのようなウェイトを占めていたかが比較¹⁰⁾されており、その数量的分析は興味深いものがある。

ここで、われわれが今回分析を行う家計部門には、勤労者家計のほかには農家、個人企業などが含まれている。いわゆる一般家計の行動と農業ないしは個人企業の経営における行動とは必ずしも同じものではない。従って、貯蓄に関する考え方や行動様式についても、たとえばその目的や動機、金利選好の強さ等においていくぶんかの差異が見られるであろう。しかし、それは、企業部門に属する（規模の大きな）企業との間ほどのものとはなっていないし、マクロ・データに基づく分析という1次接近としては「家計」部門に集約された概念およびデータを用いることは統計処理の上でも許容されうものと考えられる。

なお、ここで、農家における貯蓄行動に関する分析を一つあげておこう。

加藤〔6〕では、わが国農家貯蓄の形成要因とその効果について1959年度から75年度の期間にわたる分析がなされている。

そこでは、農家貯蓄関数の推定が次のモデルにより行われている。

$$(22) \quad S = f(Y, \dot{Y}, U, E_{nb}, P_c)$$

ここに、 S は世帯員1人当たり実質粗貯蓄、 Y は世帯員1人当たり実質粗可処分所得、 \dot{Y} は Y の対前年比 (Y/Y_{-1})、 U は農外所得の農家総所得に占める比率、 E_{nb} は家計資産（簿価）の名目収益率、 P_c は農村生活資材価格指数である。

9) 多数の説明変数のうち、約20年間の観測値に対して一貫した説明力を持つものの例である。

10) たとえば、金融資産については、金融資産貯蓄率（＝金融資産増分／可処分総所得）を決定する(3)式の1次階差式をとって、

$$(21) \quad \Delta(SF_t/Y_t) = \beta_1 \Delta\left(\frac{W_{t-1}}{P_t} / Y_t\right) + \gamma_1 \Delta(C_{t-1}/Y_t) + \delta_1 \Delta N_t + \varepsilon_{11} \Delta(1/Y_t) + \varepsilon_{12} \Delta I_t + \varepsilon_{10} \Delta I_t' \\ + \varepsilon_{14} \Delta g_t + \varepsilon_{15} \Delta \dot{P}_t + \Delta u_{1t}$$

これより、第 $(t-1)$ 期から第 t 期への金融資産貯蓄率の変化は、右辺各項の合成果として分析される。斎藤＝大鹿〔11〕第4節、参照。

これらの変数のうち、 U については、これを「都市化率」¹¹⁾として都市化の程度を表わすものとしている。これは、自宅から通勤して稼得する農外所得にもとづく変数である¹²⁾。

計測結果は、全国平均農家の場合、次のようになっている。

$$(23) \quad S = -0.2059 + 0.3386Y + 0.2577\dot{Y} - 1.0983U \\ (0.1266) (0.0117) (0.0817) (0.1282) \\ + 0.0008E_{ab} + 0.0032P_c \\ (0.0014) (0.0003) \\ \bar{R}^2 = 0.9986 \quad D.W. = 2.12$$

ここに、() 内数字は標準誤差である。

また、経営面積階層別の結果では、経営規模が大きいほど限界貯蓄性向も大きな値をとっている¹³⁾。

インフレーションに関しては、物価上昇に伴い貯蓄の増加がみられる。これは、小規模面積階層の方に強く、主として資産と所得の構成差によるものであるとしている¹⁴⁾。

11) 加藤〔6〕, 10ページ。

12) 都市化は所得比にもとづいており、就業機会の増大などの雇用条件が仮定されているものと考えられる。このような変数は、また、例えば地域経済分析における一般家計のパート・タイム労働による収入の役割と同様に、近郊農業や兼業農家経営での変化をはじめ都市化（あるいは過疎化）現象が農業の産業構造面における変化を分析する上で基礎的であるが有効な経済指標の一つとみなされるものである。

13) 例えば、経営面積 0.5 ha 未満, 1.0~1.5 ha, 2.0 ha 以上の階層の場合、それぞれ、

$$(24) \quad S = -0.2871 + 0.2669Y - 0.1177\dot{Y} - 0.3616U + 0.0173E_{ab} + 0.0047P_c \quad \bar{R}^2 = 0.9976 \\ (0.6354) (0.0399) (0.1826) (0.6410) (0.0154) (0.0011)$$

$$D.W. = 1.91$$

$$(25) \quad S = -0.6320 + 0.4486Y + 0.2512\dot{Y} - 0.9819U + 0.0147E_{ab} + 0.0005P_c \quad \bar{R}^2 = 0.9956 \\ (0.2826) (0.0354) (0.2034) (0.4848) (0.0092) (0.0007)$$

$$D.W. = 2.33$$

$$(26) \quad S = -0.6850 + 0.4763Y + 0.1070\dot{Y} - 1.2420U + 0.0180E_{ab} + 0.0004P_c \quad \bar{R}^2 = 0.9983 \\ (0.1520) (0.0211) (0.1375) (0.4543) (0.0058) (0.0011)$$

$$D.W. = 2.22$$

となっている。

14) 加藤〔6〕, 14ページ参照。

IV 家計貯蓄関数の推定と不確実性のインパクト

われわれは、ここで、戦後におけるわが国家計部門の貯蓄行動がどのような不確実性のインパクトを受けていたかということを考察する。対象期間は、昭和34年から54年までであるが、第II節でみたように、この期間はわが国経済の高度成長期とそれに続く低成長期を含むものである。そこでは、例えばインフレーションや失業といった不確実性に基づく経済的諸要因が家計貯蓄に対していかなる影響をおよぼしていたのであろうか。当該期間のマクロ・データを用いて貯蓄関数を推定することにより、それらの分析を試みよう。

推定に用いられる家計貯蓄関数は、Howard タイプに基づく次のモデルである。

$$(26) \quad SR = \alpha + \beta_1 YDR + \beta_2 RDYDR + \gamma_1 MAR + \gamma_2 HER \\ + \delta_1 RR + \delta_2 RDCPI + \delta_3 CPI + \delta_4 RU + \delta_5 DRU$$

ここに、 SR は家計部門実質貯蓄、 YDR は家計部門実質可処分所得、 $RDYDR$ は家計部門実質可処分所得対前年伸び率、 MAR は家計部門実質金融資産残高¹⁵⁾、 HER は家計部門実質住宅支出、 RR は実質利子率¹⁶⁾、 $RDCPI$ は消費者物価指数対前年伸び率、 CPI は消費者物価指数、 RU は完全失業率、 DRU は完全失業率対前年変化である。

これらの説明変数に関して、予想されるパラメータの符号は、

$$\begin{array}{ll} \beta_1 > 0 & \delta_1 > 0 \\ \beta_2 \cong 0 & \delta_2 > 0 \\ \gamma_1 < 0 & \delta_3 \cong 0 \\ \gamma_2 < 0 & \delta_4 \cong 0 \\ & \delta_5 > 0 \end{array}$$

15) TAR は金融資産合計（要求払預金、定期性預金、信託、保険、有価証券の合計）、 $A4R$ は定期性預金である。

16) $R4R$ は1年定期預金金利、 $R7R$ は5年もの利付金融債応募者利回りである。

すなわち、 β_1 については、1 より小さな正の値となることは明らかであろう¹⁷⁾。なお、高所得者層ほど高い貯蓄率を有する傾向がある¹⁸⁾。

β_2 は、家計の所得に対する期待の効果を表わすものとみなすことができる。また、いわゆる恒常所得仮説に基づく効果については、 $RDYDR$ の増大が貯蓄増に作用するから正の符号をもたらすであろう¹⁹⁾。しかし、高度成長から低成長への移行を含む期間では、成長の大きさに依存することにより、その符号は予め決定し得ないと考えられる。

γ_1 は、ピグー効果について調べるためのものであり、従って、負の符号が予想される²⁰⁾。

γ_2 は、資本形成のうち住宅の部分である HER と貯蓄の関係をみるものである。 HER が増大すれば SR は低下する傾向を持つと考えられるから、 γ_2 は負となることが予想される²¹⁾。

δ_1 の符号については、通常、利子率の上昇が貯蓄を増大させる働きをするためにプラスとなるであろう。

δ_2 は、 $RDCPI$ がインフレーションに対する家計の期待の効果を示すものと考えられるから、そのような予想が大きくなれば生活の先行き不安に備えて貯蓄性向が高まり、正の符号となろう²²⁾。

δ_3 については、家計が物価指数の水準をどう評価して行動するかに依存するため、符号は不定である。それは、例えば将来の価格水準に対する予想によって消費および貯蓄計画が変化するからである。

17) たとえば、Keynes [7] 参照。

18) たとえば、井原 [4] をみよ。

19) 加藤 [6] では高度成長期を対象として正の符号が期待されている。そこでの $\dot{Y} = Y/Y_{-1}$ との関係は、 $RDYDR = (YDR - YDR_{-1})/YDR_{-1} = (Y\dot{D}R) - 1$ である。

20) ここでは、流動資産を含む金融資産実質残高効果をみるものである。なお、Pigou [10] 参照。

21) たとえば、土地付き住宅の購入に必要な準備金を作るまでは貯蓄性向が高く、購入後はローン返済のため低下するであろう。住宅購入を投資とみなしてもこの傾向は変わらない。なお、井原 [4] 第2部7参照。

22) もし、負の場合には、著しいインフレ期待が換物化を含む消費行動のウェイトを高めるようなケースであろう。

δ_4 では、雇用もしくは失業に関する分配効果と恒常所得効果の大きさに関係するほか、失業率の水準ないしは不況の程度に対する家計の評価にも依存する。従って、その符号を予め決めることはできない。失業率が著しく高い水準にあれば、失業者の貯蓄性向が低いために負の符号が予想される。しかし、もしそうでなければ、あるいは所得効果が大きければ、Howard〔3〕において予想されているように、正の符号となるであろう。

δ_5 に関しては、現在の失業率水準の評価とも関連するが、*DRU* が期待形成の効果を持つものと考えられる。従って、その増大は、たとえば不況の拡大などに備えるために、正の符号をもたらすことが予想される。

(26)のモデルに関するデータは、各年ごとに次の統計資料等を参考に収集・整理された。

経済企画庁『国民経済計算年報』、『国民所得統計年報』、日本銀行『本邦経済統計』、『経済統計年報』、『経済統計月報』、『物価指数年報』、総理府『労働力調査報告』、『消費者物価指数年報』

推定方法は、*OLS* である。

この推定結果は、第6表に示されている。

表から読みとられるように、各パラメータの符号や変数の説明力などについての解釈は次のように整理することができる。

まず、各パラメータの符号は、次のようになっている。

$$\begin{array}{ll} \beta_1 > 0 & \delta_1 < 0 \\ \beta_2 < 0 & \delta_3 > 0 \\ \gamma_1 < 0 & \delta_4 > 0 \\ \gamma_2 > 0 & \end{array}$$

δ_2 については、推定式における他の変数との組合せにより符号が変化する。とりわけ、利子率変数が入らない場合には、1%レベルで有意な正の値をとっている²³⁾。

第6表 マクロ・データ

番号		α (定数項)	β_1 (YDR)	β_2 (RDYDR)	γ_1		γ_2 (H_2) (HER)
					(TAR)	(A4R)	
1	SR	-49.760	0.192 (0.060)	-0.815 (0.685)		-0.121 (0.057)	0.396 (0.383)
2	SR	-38.246	0.184 (0.063)	-0.903 (0.714)		-0.119 (0.058)	0.448 (0.400)
3	SR	-54.047	0.240 (0.039)	-0.761 (0.685)		-0.095 (0.051)	
4	SR	-55.865	0.289 (0.051)	-0.818 (0.719)		-0.122 (0.062)	
5	SR	-69.018	0.247 (0.040)	-0.686 (0.726)		-0.109 (0.053)	
6	SR	-45.994	0.175 (0.023)	-0.901 (0.793)			
7	SR	-62.220	0.196 (0.061)			-0.128 (0.057)	0.361 (0.388)
8	SR	-65.401	0.239 (0.039)			-0.103 (0.051)	
9	SR	-23.871	0.185 (0.064)	-0.939 (0.728)		-0.144 (0.058)	0.549 (0.421)
10	SR	-45.561	0.194 (0.061)	-0.819 (0.695)		-0.134 (0.056)	0.439 (0.385)
11	SR	-16.513	0.118 (0.088)	-0.806 (0.963)		-0.134 (0.087)	0.689 (0.555)
12	SR	-13.559	0.174 (0.103)	-1.407 (1.132)		0.052 (0.061)	-0.306 (0.493)
13	SR	-49.891	0.248 (0.039)	-0.762 (0.701)		-0.107 (0.051)	
14	SR	-25.100	0.200 (0.063)	-0.957 (0.693)	-0.076 (0.034)		0.491 (0.393)
15	SR	-40.807	0.210 (0.062)	0.838 (0.679)	-0.074 (0.034)		0.396 (0.378)
16	SR	-37.813	0.256 (0.045)	-0.846 (0.702)	-0.058 (0.031)		
17	SR	-47.178	0.254 (0.044)	-0.778 (0.678)	-0.059 (0.030)		
18	SR	-2.530	0.203 (0.063)	-1.025 (0.704)	-0.094 (0.035)		0.624 (0.416)
19	SR	-35.894	0.213 (0.063)	-0.848 (0.690)	-0.081 (0.033)		0.435 (0.381)
20	SR	-29.183	0.269 (0.047)	-0.847 (0.726)	-0.068 (0.032)		
21	SR	-42.266	0.264 (0.044)	-0.784 (0.695)	-0.065 (0.030)		
22	SR	-59.784	0.262 (0.047)	-0.722 (0.726)	-0.065 (0.032)		
23	SR	-49.234	0.195 (0.042)	-0.948 (0.771)			-0.097 (0.326)

注) () 内数字は標準誤差, SE は方程式の標本推定誤差, DWはダービン・ワトソン比。

による推定結果

δ_1		δ_2	δ_3	δ_4	δ_5	\bar{R}^2	DW
(R4R)	(R7R)	(RDCPI)	(CPI)	(RU)	(DRU)	SE	
-2.818 (0.718)			0.767 (0.446)	24.638 (7.778)		0.991 6.984	2.130
-5.097 (3.613)		-1.998 (3.101)	0.789 (0.457)	26.503 (8.468)		0.991 7.147	2.191
-3.158 (0.640)			0.450 (0.324)	26.561 (7.570)		0.991 7.001	2.154
-5.184 (3.678)		-1.933 (3.147)	0.452 (0.350)	30.974 (9.051)	-11.034 (11.506)	0.990 7.238	2.288
		2.583 (0.570)	0.554 (0.336)	23.336 (7.836)		0.990 7.383	1.992
		3.249 (0.520)	0.107 (0.284)	22.171 (8.627)		0.988 8.150	1.914
-2.983 (0.715)			0.908 (0.436)	24.652 (7.892)		0.991 7.087	1.830
-3.285 (0.634)			0.609 (0.293)	26.416 (7.627)		0.991 7.056	1.918
	-5.617 (4.303)	-2.879 (4.007)	0.885 (0.455)	24.906 (8.212)		0.990 7.221	2.040
	-2.565 (0.672)		0.843 (0.443)	23.418 (7.798)		0.991 7.085	2.046
	-1.733 (5.450)	0.271 (5.155)	1.470 (0.556)		3.317 (14.267)	0.983 9.576	1.282
	1.220 (6.448)	4.150 (5.974)			12.014 (16.781)	0.975 11.575	1.404
	-2.903 (0.610)		0.499 (0.328)	25.381 (7.688)		0.991 7.162	2.070
-5.824 (3.467)		-2.862 (3.025)	0.721 (0.420)	22.785 (8.558)		0.991 6.957	2.073
-2.626 (0.767)			0.710 (0.418)	20.353 (8.130)		0.991 6.929	1.999
-5.173 (3.501)		-1.891 (2.986)	0.368 (0.317)	25.227 (8.510)		0.991 7.105	2.118
-3.000 (0.680)			0.408 (0.304)	23.171 (7.696)		0.991 6.952	2.038
	-6.941 (4.249)	-4.395 (4.028)	0.866 (0.423)	20.232 (8.131)		0.991 6.993	1.886
	-2.371 (0.717)		0.772 (0.417)	18.774 (8.079)		0.991 7.044	1.918
	-4.761 (4.182)	-1.879 (3.836)	0.427 (0.320)	22.782 (8.327)		0.990 7.323	1.985
	-2.739 (0.648)		0.447 (0.309)	21.630 (7.768)		0.991 7.121	1.952
		2.433 (0.618)	0.492 (0.319)	19.619 (7.932)		0.990 7.400	1.877
		3.272 (0.540)		23.830 (6.615)		0.988 8.164	1.933

δ_3 については、表では1例(番号4)しか示されていないが、 RU も推定式に含まれるすべての場合に負、含まれない場合にはすべて正であった。しかし、 δ_3 の数値は、いずれも10%レベルで有意ではなかった。

これら9つのパラメータのうち、予想された符号と明らかに異なる結果をもたらしたのは、 γ_2 と δ_1 である。しかし、 γ_2 については、その数値が10%レベルで有意なものとなっていない。 δ_1 では、 $R4R$ あるいは $R7R$ のいずれを用いても、1ないし10%レベルで有意となるケースが多く見出された。

次に、各パラメータの値あるいは変数の説明力について調べてみよう。

β_1 は、いずれの場合も1%水準で有意なものとなっている。

β_2 については、いずれもかなり小さいけれども負の説明力を持っている。これは、分析対象期間が高度経済成長期からオイル・ショック以降の低成長期にわたっているための所得の伸び悩みや家計部門貯蓄性向の動き²⁴⁾によるものと考えられる。

γ_1 は、10%水準で有意な値をとるケースが殆んどであった。従って、金融資産実質残高効果が有意に存在したといえる。また、 TAR と $A4R$ では、後者の方が説明力においてわずかに優る場合が多かった。このことは、ピグーの意味においても適合するところとなっている²⁵⁾。

γ_2 については、すでにみたように、正ではあるが説明力が低い。これは、マクロ・データに基づく場合、各家計の SR と HER のポジションが全家計を合計した形において使用されることによるためかも知れない。もし、そうであれば、ミクロ・ベースにおける場合にはその問題は回避されることになる。しかし、そうでない場合でも、ミクロ・ベースで γ_2 を再調査する意味を否定するものではない。

23) 利子率変数が含まれる場合には、符号は負となるがパラメータの数値は10%レベルでも有意ではない。

24) 第1表参照。

25) 脚注15)にあるように、 TAR は有価証券等を含んでおり、 $A4R$ の方が流動性においてまさっている。

δ_1 が、上でみたように、有意な負の値となったことは予想をくつがえすものであった。このことは、長期あるいは短期の実質利子率の変動とは逆方向に貯蓄が動くことを意味する。従って、そこでは、RR の水準に対する家計部門の評価が特に低成長への移行を含むような期間にあっては他期間（例えば高度成長期）におけるものとは異なるものであったとも考えられる。この点も含めて、 δ_1 については、ミクロ・ベースにおける分析への課題として残される²⁶⁾。また、R4R と R7R では、両者にあまり差がみられなかったが、説明力ないし推定式重相関係数値において前者の方がわずかに良好な結果をもたらしている。

δ_2 については、負の符号であるが変数の説明力が不十分であることと、利子率変数がない場合には1%水準で有意な正の値をとることが指摘された。前者においては、予想された符号条件の場合と異なって、例えばある水準をこえた大きさのインフレ期待がみられるような場合には消費性向が増大して貯蓄にマイナス効果がはたらくものと考えられる²⁷⁾。後者においては、予想通りのものである。ただ、なぜ RR がない場合に限られるのかという点については、この分析からだけでは情報が十分ではない。

δ_3 については、概ね、10~20%水準で有意な正の値を得ている。これは、たとえば現在の物価水準に対して将来の価格水準が高いと考えられるならば、必要な消費計画に対する準備のために貯蓄の増大が対応するところとなったことを意味する。

δ_4 では、殆どどのケースにおいて、1%水準で有意に正の値を示した。このことは、所得効果の方が分配効果よりも大きいことを意味する。そして、さらに、Howard〔3〕の結果とも一致するものであり、失業率が高くなれば不況や将来の生活不安に対処するためにも貯蓄性向が増大することの可能性は十分

26) 他の変数との組合せでは、RDCPI が推定式に入る場合 δ_1 の有意性が低下し、それが含まれないときには逆に増大することなどがあげられる。

27) たとえば、昭和40年代半ば以降の過剰流動性やオイル・ショック等のインパクトが考慮されよう。また、別のある水準を下まわるようなインフレ期待の場合には、物価安定という逆の意味からくる貯蓄性向の低下の可能性も考えられる。

考えられるところである。

δ_t に関しては、正、負いずれの係数値も説明力がきわめて低いものであった。Howard〔3〕が用いたこの変数の代りに、有効求人倍率²⁸⁾やその変化率、あるいは失業率の対前年変化率を用いることも考慮されてよいであろう。

以上においてみたように、今回の推定では前節で調べた諸研究における場合と同様の結果を示した変数もあるが、一部の変数については異なる結果が得られた。それらについては、分析対象の範囲や期間の違いにもとづくものか、あるいはマクロ・データの使用によるものか、等の原因が考えられる。従って、家計部門における家計種類の分類とそれに基づく統計データの収集や区分そして対象期間の区分などを行うことによって、一層明確な情報が得られると同時にそれぞれの差異分析にも資するところとなろう。そして、これらは、ある意味でミクロ・ベースにおける分析への課題ともなるものである。

V む す び

本稿では、わが国における家計部門の貯蓄行動について、インフレーションや失業などの不確実性に基づく経済的要因との関連において実証分析をおこなった。昭和34年から54年までのマクロ・データを用いた家計貯蓄関数の推定を中心とするこの分析は、同時にミクロ・ベースのデータにもとづき不確実性と家計の金融資産選択および貯蓄行動の分析をおこなうための準備の役割を果たすものでもあった。

推定結果については、実質所得、実質金融資産残高、失業率などの変数において、予想通りの結果が得られた。とりわけ、実質所得ならびに失業率の各変数の説明力は、全変数を通じてきわめて高いものであった。

また、実質所得変化率、消費者物価指数などでは、殆どどのケースにおいて一定した符号を示したが、変数の説明力は高いものではなかった。

実質住宅支出と長期ならびに短期実質利率については、予想とは逆の符号

28) 斎藤=大鹿〔11〕参照。

となった。

また、失業率変化の変数では、Howard〔3〕のように大きな説明力を持ちえなかった。

物価変化率については、利子率変数が含まれない場合明確な正の説明力を有する結果となっている。

これらの結果は、他の研究例における場合と部分的に異なるものもあり、それは、家計の範囲や対象期間のとり方の違い、マクロ・データの使用などに起因するものであらうと考えられる。

この分析から得られた findings は、わが国家計部門の貯蓄行動における高度成長期から低成長期までの期間の諸特質を表わしているものと考えられる。ただ、その確認は、いくつかの課題とともに次のミクロ・ベースにおける分析が担当するところのものであるといえよう。

(昭和58年5月)

【参 考 文 献】

- 〔1〕 Burch, S. W. and Werneke, D., "The Stock of Consumer Durables, Inflation, and Personal Saving Decisions", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 57 (2), May 1975, 141-154
- 〔2〕 Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957. 宮川公男・今井賢一訳『消費の経済理論』巖松堂, 昭和36年
- 〔3〕 Howard, D. H., "Personal Saving Behavior and the Rate of Inflation", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60 (4), Nov. 1978, 547-554
- 〔4〕 井原哲夫『個人貯蓄の決定理論』東洋経済新報社, 昭和51年
- 〔5〕 石川経夫「貯蓄の諸形態に関する一考察」『貯蓄時報』第118号, 昭和53年
- 〔6〕 加藤譲「農家の貯蓄行動——1959～1957年度——」『農業経済研究』第53巻第1号, 昭和56年
- 〔7〕 Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan and Co., 1936. 塩野谷九十九訳『雇傭・利子および貨幣の一般理論』東洋経済新報社, 昭和16年
- 〔8〕 Mizoguchi, T., *Personal Savings and Consumption in Post-War Japan*, Kinokuniya Book Store, 1970

- 〔9〕 溝口敏行『貯蓄の経済学』勁草書房, 昭和48年
- 〔10〕 Pigou, A. C., "Money Wages in Relation to Unemployment", *Economic Journal*, March 1938
- 〔11〕 斎藤光雄・大鹿隆「貯蓄行動の要因分析」『経済分析』第74号, 昭和54年
- 〔12〕 富永健一・直井優「家計貯蓄行動の決定要因」『貯蓄時報』第97号, 昭和48年